

联合方差分析与肥效稳定性测验

周 英

蔡大同

(江苏沿江地区农科所)

(南京农业大学)

作物对肥料不同配合比例的反应,在不同土壤和气候环境下的表现不完全一致或相差悬殊,因此大面积推广配方施肥,有必要研究肥料配合与环境互作引起的作物生长性状及产量的变化,以期取得最佳的配比及对环境互作具有广泛适应性、稳定而高效的方案。本文引用 Finlay 和 Wilkinson(1963)及 Eberhait 和 Russell(1966)有关测验作物品种稳定性的方法,以探讨肥料不同配合比例在不同环境下的肥效稳定性与适应性问题。分析分为二个步骤:一是多点试验的联合方差分析,二是肥料不同配合比例的肥效稳定性测验,并讨论上述二种评价稳定性方法的优缺点。

一、肥料多点试验联合方差分析

以1982年我们在沿江地区各县进行的试验结果为例。统一试验方案为6个N—P₂O₅不同数量组合处理(m),在8个地点(环境n)同时进行,每个环境都为3次重复(r),小区面积0.05亩,随机排列。各试验点小区产量汇总于表1。

进行多点试验联合方差分析,首先要对各个试验点的结果通过一般的随机区组方差分析,并测验精确度。各试验点有关的参数列于表2。其中变异系数(C·V·=S_e/x̄)是对该试验点试验精确度的估计,一般要求不超过15%,若C·V·>15,表示试验不够精确,应剔除该点资料。表2参试的8个地点的变异系数都小于15%,但有二个地点(6和7)的处理效应(F值)不显著,应剔除。计算其余6个点各个参数总和:小区产量平方和,重复平方和,误差平方和列在表中末行,为下面的联合方差分析用。联合方差分析各项变异来源和自由度分解见表3。平方和计算如下:

$$(1) \quad C = \frac{Y^2 \dots}{m \cdot n \cdot r} = \frac{(1264.3)^2}{6 \times 6 \times 3} = 14800.50453$$

$$(2) \quad \text{总变异 } SS = \sum_i \sum_j \sum_k Y_{ijk}^2 - C \\ = 16143.215 - 14800.50453 = 1342.71047$$

$$(3) \quad \text{地点间 } SS = \frac{\sum_j T_{.j}^2}{m \cdot r} - C \\ = \frac{277.5^2 + 234.9^2 + 152.5^2 + 229.8^2 + 195.35^2 + 174.25^2}{6 \times 3} - C \\ = 575.7863$$

表 1

不同N—P组合处理小区大麦产量表(单位公斤, 小区面积0.05亩)

试验地点	重 复	处理代号: N—P ₂ O ₅ 用量(公斤/亩)						重复和 Y _{·k}	试验地点 总和 Y _{·j}
		1. 6—0	2. 10—0	3. 6—1.5	4. 6—4.5	5. 10—3	6. 10—4.5		
1. 海安县章郭乡	I	13.45	13.7	15.75	15.1	16.5	15.5	90.0	277.5
	II	15.0	14.15	16.0	15.3	16.4	15.3	92.15	
	III	15.2	15.0	16.5	15.9	16.35	16.4	95.35	
	Y _{1·}	43.65	42.85	48.25	46.3	49.25	47.2		
2. 海安县古贤乡	I	7.55	10.2	12.8	15.4	16.65	15.25	77.85	234.9
	II	7.4	10.9	15.2	14.3	16.65	15.1	79.55	
	III	8.1	10.4	14.7	13.95	15.45	14.9	77.5	
	Y _{1·}	23.05	31.5	42.7	43.65	48.75	45.25		
3. 如东县农科所	I	6.9	5.35	7.25	9.9	8.9	10.1	48.4	152.5
	II	6.65	7.15	9.3	10.05	10.1	10.45	53.7	
	III	5.1	4.9	9.65	11.15	8.65	10.95	50.4	
	Y _{1·}	18.65	17.4	26.2	31.1	27.65	31.5		
4. 如东县凌河乡	I	8.35	8.85	10.3	19.0	16.05	14.8	76.85	229.8
	II	6.9	8.15	12.9	18.2	16.45	15.0	77.6	
	III	7.15	8.15	10.55	17.55	15.85	15.6	75.35	
	Y _{1·}	22.9	24.65	33.75	54.75	48.35	45.4		
5. 如皋县吴尧乡	I	8.55	11.35	10.85	14.6	12.3	11.85	69.5	195.35
	II	7.5	9.0	9.0	12.5	13.1	12.7	63.8	
	III	6.05	11.5	10.5	10.0	12.5	11.5	62.05	
	Y _{1·}	22.1	31.85	30.35	37.1	37.9	36.05		
6. 南通市幸福乡	I	12.35	11.0	11.7	12.15	13.5	12.35	73.05	214.4
	II	10.35	11.9	12.15	11.7	12.4	12.4	70.9	
	III	9.7	11.95	12.35	12.15	11.95	12.35	70.45	
	Y _{1·}	32.4	34.85	36.2	36.0	37.85	37.1		
7. 海门县海洪乡	I	12.5	12.5	13.0	12.0	11.5	11.25	72.75	218.9
	II	12.15	12.0	13.5	12.0	10.5	12.0	72.15	
	III	12.25	12.5	10.75	12.5	13.5	12.5	74.0	
	Y _{1·}	36.9	37.0	37.25	36.5	35.5	35.75		
8. 海门县天补乡	I	7.3	5.5	7.95	13.6	12.65	12.3	59.3	174.25
	II	5.6	5.45	9.85	11.4	12.35	11.05	55.7	
	III	6.75	6.95	9.05	11.9	12.65	11.95	59.25	
	Y _{1·}	19.65	17.9	26.85	36.9	37.65	35.3		
8个各处理总和 除去6、7点后总和	T _{1·}	219.3	238.0	281.55	322.3	322.9	313.55	Y _{···} = 1697.6	1264.3
	T _{1··}	150.0	166.15	208.1	249.8	249.55	240.7		

表 2

各 试 验 点 有 关 分 析 数 据

试验地点	$\sum_i \sum_k Y_{ik}^2$	重复 SS	误差 SS	S_e^2	F(处理间)	C.V.(%)
一、章郭乡	4292.91	2.41582	1.6275	0.1627	13.200**	2.6
二、古贡乡	3231.335	0.40082	5.50417	0.5504	58.132**	5.7
三、如东县农科所	1364.265	2.38777	8.20887	0.8209	15.021**	10.7
四、凌河乡	3229.295	0.4375	6.33417	0.6334	91.167**	6.2
五、吴尧乡	2199.522	5.0586	15.6714	1.5671	7.492**	11.5
六、幸福乡	2565.935	0.64362	5.3730	0.5373	2.299	6.2
七、海洪乡	2673.06	0.29695	9.8514	0.9851	0.171	8.2
八、天补乡	1825.8875	1.42027	6.91807	0.6918	37.846**	8.6
除去六七点外 Σ	16143.215	12.12083	44.26417			

$$\begin{aligned}
 (4) \text{ 地点内重复间 } SS &= \frac{\sum_j \sum_k T_{jk}^2}{m} - C - \text{地点间SS} \\
 &= \frac{90.0^2 + 92.15^2 + 95.35^2 + \dots + 59.25^2}{6} - C - \text{地点间SS} \\
 &= 12.12083
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (5) \text{ 处理间 } SS &= \frac{\sum_i T_i^2}{n \cdot r} - C \\
 &= \frac{150.0^2 + 166.15^2 + 208.1^2 + 249.8^2 + 249.55^2 + 240.7^2}{6 \times 3} - C \\
 &= 534.11574
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (6) \text{ 处理} \times \text{地点 } SS &= \frac{\sum_i \sum_j T_{ij}^2}{r} - C - \text{地点间SS} - \text{处理间SS} \\
 &= \frac{43.65^2 + 42.85^2 + \dots + 35.3^2}{3} - C - \text{地点间SS} - \text{处理间SS} \\
 &= 176.42343
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (7) \text{ 合并误差SS} &= \text{总变异SS} - \text{地点间SS} - \text{地点内重复间SS} - \text{处理间SS} \\
 &\quad - \text{处理} \times \text{地点SS} \\
 &= 44.26417
 \end{aligned}$$

从表 2 可直接查得各点误差 SS 的总和为 44.26417 所以(7)处理 \times 地点 SS = 总变异 SS - 地点间 SS - 地点内重复间 SS - 处理间 SS - 误差 SS = 176.42343 结果与上相同。

在联合方差分析中还要注意自由度分解,其中“地点内重复间”的自由度为 $n(r-1)$;在 F 测验时应按照混合模型(处理固定,地点随机)的期望均方和的组成进行,如表 3 内所示:

$$(i) \text{ 地点间差异显著性测验 } F = \frac{M_1}{M_2}$$

$$(ii) \text{ 处理间差异显著性测验 } F = \frac{M_3}{M_4}$$

$$(iii) \text{ 处理} \times \text{地点交互显著性测验 } F = \frac{M_4}{M_5}$$

表 3

多点试验联合方差分析表

变异来源	自由度	平方和	均方和	F	F _{0.05}	F _{0.01}
地点间	(n-1) = 5	575.7863	115.1572(M ₁)	M ₁ /M ₂ = 114.01**	3.11	5.06
地点内重复间	n(r-1) = 12	12.1208	1.0101(M ₂)			
处理间	(m-1) = 5	534.1157	106.8231(M ₃)	M ₃ /M ₄ = 15.14**	2.60	3.86
处理 × 地点	(m-1)(n-1) = 25	176.4234	7.0569(M ₄)	M ₄ /M ₅ = 9.57**	1.69	2.10
合并误差	n(m-1)(r-1) = 60	44.2642	0.7377(M ₅)			
总变异	r·m·n-1 = 107	1342.7104				

表 3 结果表明处理与环境互作显著，因此有必要分析肥效的稳定性和适应性。

二、肥效稳定性测验

(一) 利用作物平均产量(\bar{Y})与回归系数(b)测定稳定性和适应性的参数 (Finlay 和 Wilkinson, 1963)。

(1) 根据表 1 计算各处理在各个试验点上的平均产量(\bar{Y}_{ij})，结果列于表 4。

(2) 按下式计算各处理在各试验点的平均产量(\bar{Y}_{ij})对各试验点全部处理的平均产量($\bar{Y}_{.j}$)的回归系数(b_i)：

$$b_i = \frac{\sum_j \bar{Y}_{ij} \cdot \bar{Y}_{.j} - (\sum_j \bar{Y}_{ij})(\sum_j \bar{Y}_{.j})/n}{\sum_j \bar{Y}_{.j}^2 - (\sum_j \bar{Y}_{.j})^2/n}$$

表 4 各处理在各试验点的平均产量(公斤/小区)与回归系数

处 理	1. 12-0	2. 20-0	3. 12-3	4. 12-9	5. 20-6	6. 20-9	$\bar{Y}_{.j}$	$\bar{Y}_{.j}$	I_j
1. 章郭乡	14.55	14.28	16.08	15.43	16.42	15.73	92.49	15.41	3.705
2. 古贡乡	7.68	10.5	14.23	14.55	16.25	15.08	78.29	13.05	1.345
3. 如东所	6.22	5.8	8.73	10.37	9.22	10.5	50.84	8.47	-3.235
4. 凌河乡	7.63	8.22	11.25	18.25	16.12	15.13	76.60	12.77	1.065
5. 吴尧乡	7.37	10.62	10.12	12.37	12.63	12.02	65.13	10.85	-0.855
8. 天补乡	6.55	5.97	8.95	12.3	12.55	11.77	58.09	9.68	-2.025
$\bar{Y}_{i.}$	50.0	55.39	69.36	83.27	83.19	80.23	421.44		
$\bar{Y}_{.j}$	8.33	9.23	11.56	13.88	13.86	13.37		$\bar{Y} = 11.705$	
回归系数 b_i	1.024	1.121	1.115	0.850	1.053	0.835			

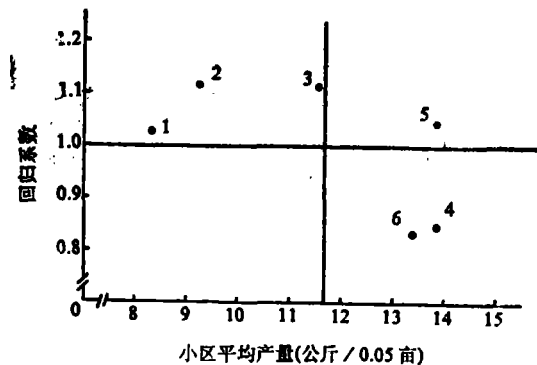


图 1 氮磷组合的稳定性

各处理的回归系数(b_i)列于表 4 最后一行。

(3) 以各处理的平均产量($\bar{Y}_{i.}$)作横座标和回归系数(b_i)为纵座标作图(图 1)。

从图 1 可以直观地表达处理的优劣。Finlay 等认为：回归系数接近 1.0 表示平均稳定；当同时具有高的平均产量，则该处理有普遍适应性；当同时具有低的平均产量，则对所有环境的适应性差。回归系数增加到 1.0 以上，表示对环境变化的敏感性增加(低

于平均稳定性), 对高产环境的特殊适应性增大。回归系数减少到1.0以下, 表示对环境的反应不敏感(高于平均稳定性), 对低产环境的特殊适应性增大。根据各处理产量的方差分析结果, 处理1和2差异不显著为最低, 处理3显著高于前2个处理 ($L \cdot S \cdot D_{0.05} = 3.68$ 斤/小区), 处理4、5、6相似而显著大于处理3。因此得出: 单施氮肥在所有试验土壤上是难于高产; 磷肥有显著效应, 增加磷肥用量不仅产量提高, 其适应性也增广, 对于低产土壤更有特殊效应。

(二) 用各处理对环境指数的回归系数(表型回归系数 b)和高回归方差(S_d^2)作为适应性和稳定性的参数 (Eberhart Russell, 1966)。

(1) 计算各处理在各点的平均产量(\bar{Y}_{ij}), 同前。

(2) 计算各试验点的环境指数(I_j), 见表4。 $I_j =$ 各试点全部处理的平均产量($\bar{Y}_{.j}$)减去整个试验的总平均产量($\bar{Y}_{..}$)。

(3) 各处理对环境指数的回归系数(b_i):

$$b_i = \frac{\sum_j Y_{ij} \cdot I_j}{\sum_j I_j^2}$$

(4) 各处理的离回归均方 S_{di}^2

$$S_{di}^2 = \frac{\sum_j \delta_{ij}^2}{n-2} - \frac{S_e^2}{r}$$

式中 $\sum_j \delta_{ij}^2$ 为离回归平方和 = 各处理总SS - 各处理回归SS;

各处理总SS = $\sum_j Y_{ij}^2 - (\sum_j Y_{ij})^2/n$;

$$\text{各处理回归 SS} = \frac{(\sum_j Y_{ij} \cdot I_j)^2}{\sum_j I_j^2};$$

S_e^2 为合并误差项的均方(见表3); r 为重复数; n 为环境数(试验地点数)。

上面各项计算值列入表5, 同时对各处理离回归均方进行显著性测验(F);

$$F = [\sum_j \delta_{ij}^2 / (n-2)] / (S_e^2 / r)$$

查自由度(4, 60) $F_{0.05} = 2.52$, $F_{0.01} = 3.65$, 分别用*和**表示显著和极显著水平。

表5 肥料肥效稳定性参数计算综合表

处理号 N-P ₂ O ₅ 用量(kg/亩)	平均产量 (kg/小区)	b	总SS(1)	回归SS(2)	$\frac{(1)-(2)}{n-2} - \frac{S_e^2}{r} = S_{di}^2$	F
1. 6-0	8.33	1.022	48.1429	33.4016	3.4394	14.99**
2. 10-0	9.23	1.121	52.4601	40.2086	2.8169	12.46**
3. 6-1.5	11.56	1.116	44.5500	39.8221	0.9361	4.81**
4. 6-4.5	13.88	0.849	39.0449	23.0475	3.7535	16.26**
5. 10-3	13.86	1.058	42.1317	35.7825	1.3414	6.46**
6. 10-4.5	13.37	0.831	24.2107	22.1287	0.2746	2.17

用此法测验肥效的稳定性与适应性时, 其回归系数 $b < 1.0$ 表示稳定。最理想的稳定性是在所有环境下, 该处理的产量高于所有处理的平均产量, 同时离回归均方 S_{di}^2 尽可能地小, 即要求 $S_{di}^2 = 0$ 。通过F检验离回归均方的显著性, 若不显著表示该处理在各试验点(环境)的产

(下转第111页)

用本方法对我国地质部颁发的标样中3种不同的土样所作的分析结果列于表2。

表2 阴极溶出伏安法对地质部标样的测定结果

标 样 号	溴 (mg/kg)		碘 (mg/kg)	
	标 准 值 (推 荐)	实 测 值 (平 均)	标 准 值 (推 荐)	实 测 值 (平 均)
GSS-2	4.5±0.6	5.3±0.1	1.8±0.2	1.7±0.
GSS-6	7.2±2.7	7.4±2.0	19.4±1.0	16.3±1.2
GSS-7	5.2±1.2	5.4±1.6	19.3±2.0	18.9±1.0

除GSS-6标样的碘的测定值略偏低外,其余均较接近。而地质部标样中溴、碘值的允许偏差都很大,表明以往沿用的各种方法有很大的不确定性。据文献报道,国内使用中子活化分析的几个实验室,即使是相同标样,其分析结果也相去甚远。相比之下,本文推荐的分析方法所测得的结果及灵敏度则较为满意,从简化分析手续、节省分析费用出发,本方法是可取之处的。

参 考 文 献

- [1] G. Colovos, G. S. Wilson and J. L. Moyers, Anal Chem, Vol. 46, 1045, 1974.
- [2] K. Manandhar and D. Pletcher, Talanta, Vol. 24, 387, 1977.
- [3] Kh. Z. Brainira, Stripping Voltammetry in Chemical Analysis, 1974.

(上接第97页)

量变异主要是由回归引起的,对该处理在各种环境下的产量变动情况是可以正确的估测;如F值显著则表示产量变动,除了线性回归影响外,非线性部分的影响也很大,其产量的变动因不可估测而表现不稳定。

此试验的结果(表5)表明,只有N-P₂O₅用量为10—4.5公斤/亩的产量高而且稳定和适应性)。

上述两种测定稳定性与适应性的方法各有优缺点。第一种方法利用回归系数和平均产量二个参数,计算简单,解释方便,表达直观,但比较粗放,因为用回归系数说明稳定性,往往存在偏差。第二种方法计算稍为复杂,但用三个参数综合评价肥料的肥效比较合理,结论明确。

后一方法利用离回归均方来确定肥效的稳定性,同时以回归系数说明对环境的适应性,结合平均产量就能够比较严格地评价肥料不同配合比例的推广价值。